

Documento de Trabajo 94-10
Serie Economía 04
Septiembre 1994

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9875

"LA SITUACIÓN RELATIVA DE LOS HOGARES RETIRADOS Y OTROS INACTIVOS DESDE 1973-74 A 1980-81"

Javier Ruiz-Castillo*

Resumen

En Ruiz-Castillo (1994a) se presentó un marco de análisis para comparar el bienestar social de muestras independientes con información sobre la renta o el gasto y otras características del hogar. En Ruiz-Castillo (1994b, 1994c) se aplicó este enfoque a los datos españoles de 1973-74 y 1980-81 para el conjunto nacional, la partición por tamaño del hogar y otras particiones de índole geográfica y socioeconómica. En este trabajo se analizan los hogares cuyo sustentador principal es inactivo y, dentro de ellos, los retirados, que deben incluir una parte importante de las personas mayores. En particular, se investiga si 1) ¿están peor en promedio los retirados? 2) ¿exhiben más desigualdad? 3) ¿durante este período, han experimentado mayor o menor mejora en media, desigualdad y bienestar en términos reales que otros subgrupos de la población?

Palabras Clave

Comparación de bienestar social; Desigualdad relativa; Retirados vs. Activos

*Ruiz-Castillo. Departamento de Economía. Universidad Carlos III de Madrid.

INTRODUCCION

Durante las últimas décadas, los cambios demográficos que están alterando la composición por edades de la sociedad en que vivimos han impulsado -entre tantas otras cosas- un volumen creciente de investigación sobre las actividades económicas de las personas mayores. En nuestra opinión, la revisión de esa literatura por Michael Hurd (1990) constituye un punto de partida conveniente. Las tres áreas que cubre, son el status económico de los mayores, y los determinantes de dos decisiones clave, la de retiro y la de ahorro.

Dentro de las actividades que, con ayuda de la Fundación Caja de Madrid, se han emprendido en la Universidad Carlos III, Teresa Villagarcía (1994) ha iniciado una investigación sobre la decisión de retiro a la luz de la información contenida en las Encuestas de Población Activa. Aquí, daremos cuenta de la evolución del nivel de vida de los hogares cuyo sustentador principal es retirado o inactivo, en relación con otros subgrupos de la población, de acuerdo con las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF de aquí en adelante) de 1973-74 y 1980-81. En pocas palabras, la pregunta que nos interesa es la siguiente: ¿qué valoración social nos merece el status de los mayores en España respecto de los demás ciudadanos, y su evolución reciente?

En la rama de la Economía que se ocupa de este tipo de cuestiones normativas -la Economía del Bienestar- tal valoración suele hacerse conjugando dos elementos: la renta media de los grupos que se comparan, y la desigualdad que los caracteriza. Bajo determinados supuestos, el resultado de combinar esas dos dimensiones de la distribución de la renta, es lo que se denomina "bienestar social", o simplemente "bienestar agregado" del colectivo de que se trate. Así pues, las preguntas sobre las que versa este trabajo pueden reformularse así:

i) ¿Es menor o no la renta de los mayores respecto de la de otros grupos de edad?

ii) ¿Cómo es la desigualdad dentro de cada grupo?

iii) ¿Quien ha experimentado recientemente una evolución más favorable en media y desigualdad en términos reales? En suma, ¿qué grupo aporta una contribución mayor al bienestar agregado del país en su conjunto?

Cualquier ejercicio empírico que pretenda ofrecer alguna respuesta a esas preguntas, ha de resolver una serie de problemas metodológicos entre los que es imprescindible destacar los siguientes:

1) la determinación de la variable representativa del nivel de vida del hogar o, si se quiere, la definición de la "renta" del hogar;

2) el procedimiento para comparar el nivel de vida de hogares de diferente tamaño y composición;

3) la forma de expresar las dos distribuciones a pesetas constantes para establecer comparaciones en términos reales;

4) la decisión sobre si la unidad de análisis debe ser el hogar o la persona;

5) el tipo de desigualdad que se desea estimar y las propiedades del instrumento de medida;

6) la forma de combinar nuestras estimaciones de la media y la desigualdad en una medida de bienestar.

Sin descender ahora al detalle de cómo se resuelven éstos -y otros- problemas metodológicos en la literatura revisada por Hurd (1990), será útil tener presente sus conclusiones cualitativas para Estados Unidos hacia 1985:

1º) "En promedio, los mayores están al menos igual que los demás en términos de ingresos -incluyendo los ingresos no monetarios y ajustando el total por diferencias en el tamaño del hogar-, aunque la magnitud del diferencial no esté medida con exactitud."

2º) "Aunque existen variaciones en función del año que se considere, los datos que se utilicen y la definición de renta que se adopte, distintas medidas indican que la desigualdad entre los mayores es mayor que la de los demás grupos."

Desde el punto de vista de las políticas a adoptar, indica Hurd, no necesitamos más precisión: "si los mayores no están peor que los demás, será difícil justificar nuevas políticas de transferencia de renta a su favor. Las medidas deben dirigirse a la distribución de la renta entre ellos."

El objeto del presente trabajo es ofrecer una visión cuantitativa de estos fenómenos en España entre 1973-74 y 1980-81. Recordemos, en síntesis, que se trata de un período caracterizado por el cambio de régimen político y por la primera crisis del petróleo, donde el Producto Nacional Bruto creció a una tasa media anual del 2.3 % a precios constantes de 1986 y el Índice General de Precios al Consumo aumentó en un 322 % en sólo siete años.

La mayor limitación que hemos encontrado, es que la EPF de 1973-74 no registra la edad de las personas y sólo informa sobre las características del sustentador principal. Así pues, nos vemos constreñidos a contrastar

la experiencia de los hogares cuyo sustentador principal es "retirado, jubilado o pensionista", "rentista" u "otro tipo de inactivo", en relación con el conjunto nacional y/o los hogares cuyo sustentador principal pertenece a distintas categorías dentro de la población activa. Sin embargo, como veremos, será posible también desglosar el gran grupo de "retirados" en otros subgrupos de interés.

En las páginas siguientes se presentará en sendos apartados, el tratamiento de los problemas metodológicos ya mencionados, los resultados empíricos obtenidos y algunas conclusiones a modo de resumen. Estas conclusiones completan las obtenidas en Ruiz-Castillo (1994b,1994c), referentes al conjunto nacional y a determinadas particiones de índole geográfica y socioeconómica.

I. CUESTIONES METODOLÓGICAS

En relación a los problemas metodológicos mencionados en la Introducción⁽¹⁾, hemos adoptado las decisiones siguientes:

1) Mediremos el nivel de vida a través de una estimación del consumo corriente del hogar en bienes y servicios privados. El consumo se aproxima por el gasto total del hogar, neto de determinadas categorías que constituyen más bien gastos de inversión: la adquisición corriente de automóviles, motocicletas y otros medios de transporte privado, así como reparaciones de la vivienda tanto en régimen de alquiler como de propiedad.

En cuanto al gasto total del hogar, debe recordarse que el INE incluye un número de imputaciones tales como el autoconsumo y el autosuministro, el salario en especie, las comidas subvencionadas en el lugar de trabajo y un alquiler de mercado, estimado por el ocupante, para las viviendas en propiedad o cedidas por cualquier motivo.

2) Distintos hogares tienen necesidades diferentes. Sin embargo, no hay razón por la que todas las diferencias tengan que ser éticamente relevantes. Aquí, consideraremos que las únicas necesidades que deben tenerse socialmente en cuenta, son las que derivan del tamaño del hogar.

Supongamos entonces que, en un año dado, tenemos una población de $h = 1, \dots, H$ hogares que pueden diferir en el gasto total x^h y/o el tamaño del hogar s^h . Como se ha dicho, no podemos tratar simétricamente el vector de rentas $x = (x^1, \dots, x^H)$, cada componente del cual sirve para atender necesidades de hogares heterogéneos. En consecuencia, siguiendo a Coulter *et al* (1992a, 1992b), compararemos el bienestar o el nivel de vida de hogares de distinto tamaño a través del gasto equivalente del hogar que se define por

$$z^h(\Theta) = x^h / (s^h)^\Theta, \quad h = 1, \dots, H.$$

Se observará que el gasto equivalente coincide con el gasto original cuando $\Theta = 0$, y con la renta *per capita* del hogar cuando $\Theta = 1$. Obsérvese que, entre estos límites, a medida que Θ aumenta restamos importancia a las economías de escala en el consumo dentro del hogar.

3) En un marco intertemporal, necesitamos comparar dos poblaciones que confrontan vectores de precios diferentes. En este trabajo, para expresar el gasto total de los hogares en ambas encuestas en pesetas constantes del invierno de 1981, en lugar de emplear un sólo índice de precios para todos los hogares, utilizamos índices de precios contruidos

específicamente para cada hogar individual⁽²⁾ en Higuera y Ruiz-Castillo (1992).

4) Como estamos interesados en el bienestar de cada persona, más que en el del hogar en el que vive, extenderemos el ejercicio de evaluación social a la distribución en que el gasto equivalente de cada hogar, z^h , se pondera por el número de miembros del hogar s^h ; o lo que es lo mismo, la distribución en que cada persona recibe el gasto equivalente del hogar al que pertenece. Si designamos por S el número total de personas en la muestra, nuestro objeto de estudio será la distribución $v(\Theta) = (v^1(\Theta), \dots, v^S(\Theta))$, donde para cada persona i perteneciente al hogar h ,

$$v^i(\Theta) = x^h / (s^h)^\Theta.$$

5) En este trabajo nos vamos a limitar a la medición de la desigualdad independientemente de la escala; es decir, a una situación en que si multiplicamos o dividimos por el mismo factor todos los gastos totales simultáneamente, de manera que la proporción de pobres y ricos se mantenga invariante, la desigualdad tampoco varía. Se trata de la llamada desigualdad relativa.

6) En cuanto a los indicadores de bienestar social, las restricciones habituales, junto con el requisito de descomponibilidad aditiva, imprescindible en este estudio, conducen a un único miembro de la familia de funciones de bienestar de entropía generalizada. Si designamos por W la función de bienestar social, por μ la función que proporciona la media de una distribución, por I el primer índice de Theil, y por E el correspondiente índice de igualdad, tendremos

$$W(v(\Theta)) = \mu(v(\Theta))E(v(\Theta)),$$

donde $E(v(\Theta)) = 1 - I(v(\Theta))$. Es decir, el valor social que atribuimos a una distribución es el producto de la media por un índice de igualdad que varía entre 0 y 1. Entonces, dada la media, cuanto menor sea la igualdad, mayor será la reducción a que es preciso someter a la media para llegar a la noción de bienestar social.

Para cualquier partición $k = 1, \dots, K$, la descomponibilidad aditiva de la medida de Theil permite escribir

$$W(v(\Theta)) = \sum_k [S^k / S] [W(v^k(\Theta))] - \mu(v(\Theta)) I(\mu^{k*}(\Theta))$$

donde S^k es el número de personas en hogares del subgrupo k y $\mu^{k*}(\Theta)$ es la distribución en que cada persona recibe la media del gasto equivalente del subgrupo al que su hogar pertenece. Así pues, para cualquier partición, el bienestar agregado puede expresarse como la suma ponderada del bienestar dentro de los subgrupos, con ponderaciones iguales al peso

demográfico de cada uno, menos la pérdida de bienestar debida a la desigualdad entre los subgrupos.

Finalmente, debe advertirse que hemos utilizado la información sobre factores de elevación que proporciona el INE. En consecuencia, nuestras estimaciones no serán estimaciones muestrales sino poblacionales. En particular, si designamos el factor de elevación del hogar h por ρ^h , la estimación de la desigualdad para la distribución de acuerdo con el índice de Theil será

$$I(v(\Theta)) = [1/R] \sum_h [\rho^h s^h z^h(\Theta) / \mu(v(\Theta))] \ln [z^h(\Theta) / \mu(v(\Theta))]$$

donde

$$\mu(v(\Theta)) = (\sum_h \rho^h s^h z^h(\Theta)) / R,$$

$$R = \sum_h \rho^h s^h$$

y

$$z^h(\Theta) = x^h / (s^h)^\Theta.$$

II. RESULTADOS EMPIRICOS

1. ¿Cuántos son los retirados y qué características tienen?

En la parte superior del Cuadro 1 que, como todos los resultados numéricos se relegan al Apéndice estadístico, se presenta la evolución demográfica de la población, de acuerdo con las EPF de 1973-74 y 1980-81, para la partición por la variable SOCIO. Se trata de la categoría socioeconómica del sustentador principal que ya se analizó en Ruiz-Castillo (1994c) y cuya definición se encuentra al comienzo del Apéndice.

Para nuestros propósitos, el rasgo más destacable es el crecimiento absoluto y relativo de los inactivos -que deben incluir un fuerte contingente de personas mayores- y, dentro de ellos, del grupo mayoritario de retirados, jubilados y pensionistas. Se observa también el descenso de los agricultores sin asalariados y los jornaleros del campo. Obreros y trabajadores autónomos, así como la clase media y la clase alta, mantienen su peso relativo.

En la parte inferior del Cuadro 1, se recoge la distribución porcentual de los retirados de acuerdo con el número de miembros del hogar (NMH), el tamaño del municipio (TMUN) y el nivel educativo (EDC). Esta información se acompaña del mismo desglose para el conjunto de los activos, que nos van a servir de grupo de contraste en las particiones citadas.

Como es de esperar, la proporción de hogares de 1 o 2 miembros es mucho mayor entre los retirados. Lo mismo ocurre con el porcentaje de los analfabetos o sin estudios. La distribución por tamaño del municipio es bastante similar para ambos grupos, pero la mayor parte del trasbase del campo a la ciudad en este período afecta a los activos.

2. ¿Están peor en promedio los retirados?

Como se indica en el Cuadro 2, lo están. Ahora bien, su posición relativa mejora sensiblemente cuando pasamos del gasto total por hogar en la distribución de hogares (primera columna), al gasto por adulto equivalente en la distribución de personas para $\Theta = 0.4$ y $\Theta = 1.0$ (segunda y tercera columna, respectivamente). Aún así, en la distribución en que a cada persona se le asigna el gasto *per capita* del hogar a que pertenece ($\Theta = 1.0$), los retirados están entre 8 y 10 puntos porcentuales por debajo del conjunto nacional⁽³⁾. La situación de los inactivos es algo mejor; la razón es que los "otros inactivos" (amas de casa, estudiantes, etc.) y, sobre todo, los clasificados por el INE como "rentistas", están por encima del gran grupo de los retirados.

Desde luego, a medida que Θ aumenta, es decir, a medida que se reconoce menos peso a las economías de escala, la posición relativa de los hogares pequeños de 1 o 2 miembros mejora sensiblemente. Pero para esos hogares, donde se concentra más del 40 % de los retirados pero sólo un 7.5 o un 8 % de los activos, éstos doblan en promedio a los retirados. En el subgrupo de 5 y más miembros, donde están la mitad de las personas en hogares bajo un activo y una cuarta parte de las que viven con un sustentador principal retirado, las diferencias son mucho menores.

Los hogares encabezados por un activo están siempre, en promedio, mejor que los encabezados por un retirado en todos los tipos de municipio, aunque las diferencias disminuyen cuando Θ aumenta. En el caso del nivel educativo, se produce una circunstancia sorprendente: en ambas encuestas, cuando $\Theta = 1$ los retirados están mejor que los activos en todos los subgrupos de la partición. Lo mismo sucede cuando desagregamos por esta variable en los municipios de más de 50.000 habitantes donde residen entre el 40 y el 50 % de los activos y el 40 %, aproximadamente, de los retirados.

Indices del gasto total por adulto equivalente por persona. Conjunto nacional = 100.0								
1973-74					1980-81			
MUNICIPIOS DE MAS DE 50.000 HAB.	$\Theta = 0.4$		$\Theta = 1.0$		$\Theta = 0.4$		$\Theta = 1.0$	
	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET
Analfabetos	75.9	55.7	68.7	75.4	70.8	56.6	66.3	69.9
Sin estudios y est. primarios	105.0	95.5	104.1	112.9	102.6	81.6	99.2	99.5
Resto	184.8	158.1	182.3	184.7	158.8	131.9	158.4	166.9

Como en el conjunto nacional, se verifica que aunque en los municipios más urbanizados los activos disfrutan de un gasto equivalente medio mayor que los retirados, en la distribución del gasto *per capita* por persona la relación se invierte para todos los subgrupos de la partición por nivel educativo.

Sirva esta aparente paradoja como toque de atención sobre la enorme importancia que tienen los ajustes por el tamaño del hogar en las comparaciones que incluyen un grupo, como los retirados, cuya composición demográfica es tan dispar del resto de los hogares.

3. ¿Existe mayor desigualdad entre los retirados?

Como en otros países, éste es ciertamente el caso si comparamos simplemente el bloque de los retirados, o los inactivos, con los activos. Pero esta generalización exige cualificaciones en cuanto descendemos a determinados niveles de desagregación.

Comencemos con la partición de acuerdo con el número de miembros del hogar. Partición clave, pues en este enfoque todos los hogares del mismo tamaño, no solo tienen las mismas necesidades, sino que disfrutan de las mismas economías de escala en el consumo independientemente del nivel de gasto, de forma que la desigualdad dentro de cada tamaño del hogar es independiente del parámetro Θ . Nuestras estimaciones, recogidas en el Cuadro 3, se refieren al grado de igualdad. En su interpretación, debe recordarse que los valores más cercanos a la unidad reflejan un mayor grado de igualdad según el primer índice de desigualdad relativa de Theil.

El resultado más destacable es que dentro de los hogares unipersonales, e incluso dentro del bloque de 5 y más personas, los retirados ostentan mayor igualdad que los activos. En los hogares de 2 personas las cifras son muy similares, mientras que en las agrupaciones de 3 y 4 individuos los activos tienen menor desigualdad.

¿Qué ocurre cuando consideramos subgrupos que contienen personas en hogares de distinto tamaño -con distintas economías de escala- y se hace necesario considerar el impacto del parámetro Θ ? Trabajos anteriores indican que, en un año dado, las estimaciones de la desigualdad varían de forma no lineal con el peso que concedamos al tamaño del hogar en la definición de renta o gasto equivalente. En particular, para amplios colectivos a escala nacional, sabemos que la desigualdad desciende primero y luego aumenta a medida que Θ pasa de 0 a 1⁽⁴⁾. Pues bien, como se observa en la parte superior del Cuadro 3, esa es la relación que encontramos para todas las categorías socioeconómicas dentro de los activos: menor igualdad para $\Theta = 1$ que para $\Theta = 0.4$. Sin embargo, merece destacarse que todos los subgrupos de inactivos en 1980-81 y los retirados en 1973-74 siguen la relación contraria.

En todo caso, como se ha señalado, los inactivos exhiben considerablemente menos igualdad que los activos. Los otros inactivos y los rentistas alcanzan las cotas más bajas en ambas encuestas, mientras que el bloque de los retirados sólo supera en 1973-74 a la clase alta y al pequeño subgrupo de los activos sin clasificar, pero a ningún subgrupo de activos en 1980-81. Esa es la tónica general en las particiones por TMUN y EDC, excepto en las siguientes ocasiones, siempre referidas a la distribución del gasto *per capita* del hogar por persona: los municipios de menos de 2.000 habitantes y los de 10.000 a 50.000 habitantes, junto con los analfabetos, en 1973-74, y éste último subgrupo también en 1980-81.

4. ¿Qué subgrupos han experimentado una mayor mejora en la media, la desigualdad y el bienestar?

Dada la relación entre bienestar, media e igualdad, mediremos el cambio en bienestar en términos reales a través de la expresión

$$\Delta W(\Theta) = \Delta \mu(\Theta) \Delta E(\Theta),$$

donde

$$\Delta W(\Theta) = W(v_2(\Theta)) / W_T(v_{12}(\Theta)),$$

$$\Delta \mu(\Theta) = \mu(v_2(\Theta)) / \mu(v_{12}(\Theta)),$$

$$\Delta E(\Theta) = E_T(v_2(\Theta)) / E_T(v_{12}(\Theta)).$$

Es decir, el cambio en bienestar será igual a la suma del cambio porcentual en la media y el cambio porcentual en la igualdad. Así, en el Cuadro 4, para los activos cuando $\Theta = 1$, por ejemplo, vemos que la media ha aumentado en un 2.47 %, la igualdad en un 4.92 % y, en consecuencia, el bienestar en un 7.52 %.

En primer lugar, subrayaremos que en la partición por tamaño del hogar, dentro de los retirados -como de los activos- los hogares de menor tamaño experimentan fuertes mejoras tanto en media como en desigualdad y, por consiguiente, en bienestar. En los hogares de 3 miembros en adelante, las pérdidas en media de los retirados no son compensadas por el aumento en igualdad, de forma que pierden bienestar con reducciones mayores cuanto mayor es el tamaño del hogar.

Las estimaciones del cambio en bienestar para las categorías socioeconómicas de hogares encabezados por un activo, no dependen apenas del peso que se conceda a las economías de escala. Entre los inactivos, en cambio, éste no es el caso: cuando $\Theta = 0.4$, registran aumentos de bienestar del 7.4 %, equivalentes a los logrados por el conjunto de los activos; pero cuando $\Theta = 1$ la mejora es sólo del 4.7 %.

En los municipios menores y en los niveles educativos más bajos, el aumento del bienestar es mayor entre los retirados que entre los activos. Si descendemos a la desagregación de los que habitan en los municipios de mayor tamaño por la variable EDC, los resultados para la variable fundamental son los siguientes:

Cambio en el bienestar en términos reales

	$\Theta = 0.4$		$\Theta = 1.0$	
	ACT	RET	ACT	RET
MUNICIPIOS DE				
MAS DE 50.000 HAB.	1.102	0.932	1.112	0.945
Analfabetos	0.908	1.057	1.046	0.940
Sin estudios y est. primarios	1.141	0.905	1.135	0.925
Resto	0.946	0.924	0.905	0.996

Dos lecciones se extraen de estas últimas cifras. En primer lugar, la desagregación ofrece contrastes ocultos en las cifras globales: tanto los activos como los retirados en municipios de más de 50.000 habitantes son muy diferentes entre sí cuando se agrupan en función del nivel educativo. En segundo lugar, la importancia que se otorgue al tamaño del hogar cambia el signo de determinadas comparaciones: véase la suerte inversa que corren analfabetos-activos y resto de niveles educativos-retirados cuando Θ pasa de 0.4 a 1.0, en comparación con sus homólogos analfabetos-retirados y resto de niveles-activos.

III. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la evolución del nivel de vida en España entre 1973-74 y 1980-81, para las personas que viven en hogares encabezados por un inactivo -o un retirado- que deben incluir un porcentaje importante de las personas mayores. Para facilitar la interpretación de los resultados, su suerte se ha comparado con diferentes clasificaciones de los hogares encabezados por un activo.

Las comparaciones se han realizado a través del bienestar en términos reales, a pesetas del invierno de 1981. El bienestar se ha medido como el producto de dos factores: la media del gasto equivalente del hogar por persona, y un índice de igualdad relativa que varía entre 0 y 1.

En otros países, durante las últimas décadas las personas mayores han ganado posiciones respecto de otros grupos de edad, sobre todo cuando las comparaciones se hacen tras ajustar la renta o el gasto por el tamaño del hogar. Sin embargo, se ha observado que la desigualdad es considerablemente mayor entre las personas y hogares de mayor edad.

¿Cual es la situación en España? Los principales resultados son los siguientes:

1. Esencialmente, en el país en su conjunto se ha producido un estancamiento de la media en términos reales, pero acompañado de un descenso de la desigualdad que ha dado lugar a un aumento apreciable del bienestar. Por ejemplo, para los activos, mejoras del 2.5 o el 3 % en la media, junto a mejoras en la igualdad del orden del 4 y el 5 %, conducen a un aumento del bienestar del 7.5 % aproximadamente.

2. El resultado anterior es bastante robusto ante cambios en el parámetro Θ que determina el peso que damos al tamaño del hogar en la definición de gasto equivalente. Pero éste no puede ser el caso de un grupo como los retirados, cuya composición demográfica está escorada hacia los hogares de menor tamaño.

2.a. En ambas encuestas, los inactivos comienzan, aproximadamente, con un índice del promedio del gasto total del 63 % respecto del conjunto nacional, para ganar unos 30 puntos porcentuales cuando $\Theta = 1$. En general, la posición relativa de los retirados mejora sensiblemente a medida que Θ aumenta. En el caso extremo, dentro de la partición por nivel educativo en los municipios de más de 50.000 habitantes, los retirados están mejor en promedio que los activos en todos los subgrupos.

2.b. La evolución de la desigualdad dentro de los retirados en función de Θ sigue una pauta contraria a la establecida a escala nacional en países como el Reino Unido o España.

2.c. Para el gran bloque de los retirados, por ejemplo, la mejora en bienestar es del 6.4 % cuando $\Theta = 0.4$, pero sólo del 2.6 % cuando $\Theta = 1$.

3. Ante la pregunta de si los retirados tienen más desigualdad que los activos, la respuesta debe ser: depende. En la partición por tamaño del hogar, dentro de los hogares unipersonales, e incluso dentro de los de 5 y más personas, los retirados ostentan mayor igualdad que los activos. En cambio, para el colectivo en su conjunto, en 1980-81, por ejemplo, todas las categorías socioeconómicas de activos tienen un índice de igualdad mayor que los retirados. La diferencia es tanto menor cuanto mayor es Θ , y cuanto menor es el tamaño del municipio de residencia o más bajo el nivel educativo que consideremos. Por lo demás, la desigualdad dentro de los rentistas y los otros inactivos está siempre cerca del máximo.

4. Globalmente, los retirados experimentan una pérdida en media próxima a un 2 %, pero una mejora de la desigualdad entre un 6.6 y un 10.3 % dependiendo del valor de Θ . Claro está que esos cambios no son uniformes para todos los subgrupos estudiados. Esencialmente, los más favorecidos desde el punto de vista de la media y la igualdad, son los retirados en hogares de pocos miembros, en municipios pequeños y/o cuyo sustentador principal es analfabeto o sin estudios. Para todos los valores de Θ , los demás subgrupos tienen mejoras o, excepcionalmente, ligeras pérdidas en igualdad; sin embargo, los retirados en municipios grandes o con mayor nivel educativo tienen pérdidas en media entre el 10 y el 15 %, y aún mayores para los hogares más numerosos.

5. Para concluir, procedemos a ilustrar la situación en 1980-81 en términos de bienestar. Las estimaciones siguientes proporcionan el índice de los distintos subgrupos de inactivos y retirados que hemos venido estudiando cuando el bienestar de los activos en su conjunto es igual a 100:

Indice de bienestar en 1980-81: $\Theta = 0.4$			$\Theta = 1.0$
ACTIVOS	100.0		100.0
INACTIVOS	69.5		87.3
Rentistas	83.8		112.7
Otros inactivos	80.4		94.7
RETIRADOS	68.5		86.6
En municipios de < 2.000	53.3		73.7
De 2.000 a 10.000	60.6		73.9
De 10.000 a 50.000	68.8		81.9
De 50.000 y más	80.2		104.1
Analfabetos	55.0		71.5
Sin estudios y primaria	77.7		101.0
Resto de niveles educativos	128.7		169.7
<hr/>			
RETIRADOS			
Hogares de 1 miembro	44.7		110.3
De 2 miembros	59.3		96.6
De 3 miembros	71.9		91.7
De 4 miembros	83.0		89.1
De 5 y más miembros	80.8		67.2

Este será el punto de partida de un próximo trabajo en que se compare la evolución entre 1980-81 y la siguiente EPF fechada en 1990-91. Al contar con la edad de todas las personas, podremos analizar la situación de las personas mayores cualquiera que sea el tipo de hogar -activo o inactivo- en el que vivan.

NOTAS

(1) Para un tratamiento detallado de estas cuestiones y su aplicabilidad en España, véase Ruiz-Castillo (1994a, 1994b).

(2) Tales índices de precios sólo proporcionan una cota inferior a la construcción conceptual que sería de desear. En consecuencia, como se discute en Ruiz-Castillo (1994a), nuestros resultados constituyen una mera aproximación el sentido de cuyo sesgo, desgraciadamente, no se puede determinar *a priori*.

(3) En términos absolutos y a precios del invierno de 1981, la media de estos tres conceptos de gasto para el conjunto nacional es, para 1973-74: 842,643; 528,483 y 226,115; y para 1980-81: 854,094; 531,194 y 230,871.

(4) Véase, por ejemplo, Coulter *et al* (1992a, 1992b) para el Reino Unido y Ruiz-Castillo (1993) para España.

BIBLIOGRAFIA

Coulter, F., F. Cowell and S. Jenkins (1992a), "Differences in Needs and Assessment of Income Distributions," *Bulletin of Economic Research*, **44**: 77-124.

Coulter, F., F. Cowell and S. Jenkins (1992b), "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty," *Economic Journal*, **102**: 1067-1082.

Higuera, C. and J. Ruiz-Castillo (1992), "Indices de precios individuales para la economía española con base en 1976 y 1983," División de Economía, Universidad Carlos III de Madrid, Documento de Trabajo, 92-07. 47-56.

Hurd, M. D. (1990), "Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving," **XXVIII**: 565-637.

Ruiz-Castillo, J. (1993), "The Distribution of Expenditure in Spain: 1973-74 to 1980-81," Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 93-08. Existe una versión castellana en L. Gutierrez y J. Almunia (eds.), *Igualdad y distribución de la renta y la riqueza*, Volumen II, Fundación Argentaria, Madrid.

Ruiz-Castillo, J. (1994a), "A Complete Model for Welfare Analysis," Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper 94-06, Economic Series 02.

Ruiz-Castillo, J. (1994b), "The Evolution of the Standard of Living in Spain, 1973-74 to 1980-81," Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper, 94-10, Economic Series 04.

Ruiz-Castillo, J. (1994c), "Características geográficas y socioeconómicas en la evolución del nivel de vida en España, 1973-74 a 1980-81," Universidad Carlos III de Madrid, Documento de Trabajo 94-09, Series de Economía 03.

Villagarcía, T. (1994), "Análisis econométrico del tránsito a la jubilación por trabajadores de edad avanzada," Universidad Carlos III de Madrid, Documentos de Trabajo 94-08, Serie de Estadística y Econometría 05.

APENDICE ESTADISTICO

Definición de la variable SOCIO en términos de las categorías socioeconómicas empleadas por el INE

SOCIO

- 1 Empresarios agrarios sin asalariados (categoría 2 del INE)
- 2 Resto de activos agrarios (4)
- 3 Obreros no agrarios y resto de los trabajadores de los servicios (10)
- 4 Empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes (6)
- 5 Empresarios agrarios con asalariados; Cuadros medios y resto del personal administrativo, comercial y técnico; Contramaestres, capataces y jefes de grupo no agrarios; Profesionales de las Fuerzas Armadas (1, 8, 9, 11)
- 6 Directores, gerentes y personal titulado agrario; Empresarios no agrarios con asalariados y profesionales liberales con o sin asalariados; Directores, gerentes y cuadros superiores no agrarios (3, 5, 7)
- 7 Activos no clasificados (12)
- 8 Retirado, pensionista, jubilado (13 y 5 en la Relación con la actividad económica)
- 9 Rentista (13 y 6 en la Relación con la actividad económica)
- 10 Otros inactivos: amas de casa, estudiantes, etc. (13 y 7 en la Relación con la actividad económica)

CUADRO 1. A. Distribución personal en la partición según la categoría socioeconómica

SOCIO	1973-74		1980-81	
	Personas	%	Personas	%
ACTIVOS	29,533,548	86.55	30,164,058	81.60
Agrarios sin asalariados	3,333,494	9.77	2,428,220	6.57
Jornaleros	2,535,752	7.43	2,444,132	6.61
Obreros	12,511,137	36.66	13,201,790	35.71
Autónomos	2,807,538	8.23	3,033,694	8.21
Clase media	5,300,324	15.53	6,376,022	17.25
Clase alta	2,735,725	8.02	2,516,699	6.81
Sin clasificar	309,578	0.91	163,501	0.44
INACTIVOS	4,590,508	13.45	6,800,613	18.40
Retirados	3,843,812	11.26	6,129,665	16.58
Rentistas	271,606	0.80	87,489	0.24
Otros inactivos	475,090	1.39	583,459	1.58
CONJ. NACIONAL	34,124,056	100.00	36,964,671	100.00

B. Distribución porcentual de activos y retirados en distintas particiones

	1973-74		1980-81	
	ACT	RET	ACT	RET
NMH				
1	0.96	10.13	0.76	8.03
2	7.49	33.08	6.59	32.80
3	14.97	20.32	14.20	19.07
4	25.48	13.42	28.01	14.39
5 y más	51.10	23.06	50.43	25.71
TMUN				
Menos de 2,000 hab.	10.86	14.29	9.60	13.32
De 2,000 a 10,000 hab.	19.79	22.59	18.16	24.17
De 10,000 a 50,000 hab.	23.52	21.17	21.79	21.15
Más de 50,000 hab.	45.83	41.96	50.46	41.35
EDC				
Analfabetos	4.90	16.86	4.05	16.10
Sin estudios	17.94	23.89	22.54	36.62
Primaria	61.87	52.14	50.59	39.31
Resto	15.30	7.11	22.82	7.98

CUADRO 2. Índices de medias de diversos conceptos de gasto total para distintas particiones. Conjunto nacional=100.0

SOCIO	EPF 73-74			EPF 80-81		
	Gasto total del hogar	Gasto por ad. equivte.		Gasto total del hogar	Gasto por ad. equivte.	
		$\theta = 0.4$	$\theta = 1.0$		$\theta = 0.4$	$\theta = 1.0$
ACTIVOS	109.5	103.2	100.7	112.8	105.2	101.9
Agrarios sin asalariados	72.7	72.3	69.6	78.6	75.4	72.4
Jornaleros	69.1	64.2	60.1	72.1	66.4	61.0
Obreros	98.7	92.1	89.8	100.2	92.6	89.6
Autónomos	107.7	103.6	101.4	109.1	102.6	97.0
Clase media	141.4	134.3	134.4	137.1	130.5	129.6
Clase alta	180.3	166.8	159.8	188.9	177.7	170.9
Sin clasificar	114.4	107.6	105.3	106.1	99.4	92.6
INACTIVOS	62.9	79.3	95.3	64.1	76.8	91.6
Retirados	61.0	77.3	92.8	62.8	75.0	89.8
Rentistas	77.6	99.8	130.4	78.9	100.0	139.8
Otros inactivos	69.9	83.5	95.7	76.0	91.5	103.2
CONJUNTO NACIONAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

[illegible][illegible][illegible]

CUADRO 3. Índices de igualdad de Theil para distintas particiones

SOCIO	1973-74		1980-81	
	$\theta = 0.4$	$\theta = 1.0$	$\theta = 0.4$	$\theta = 1.0$
ACTIVOS	0.8215	0.7973	0.8619	0.8304
Agrarios sin asalariados	0.8392	0.8384	0.8776	0.8596
Jornaleros	0.8601	0.8474	0.8690	0.8454
Obreros	0.8928	0.8695	0.9092	0.8744
Autónomos	0.8718	0.8525	0.8851	0.8668
Clase media	0.8792	0.8523	0.9049	0.8755
Clase alta	0.7533	0.7227	0.8767	0.8497
Sin clasificar	0.7344	0.6884	0.8973	0.8781
INACTIVOS	0.7443	0.7563	0.8213	0.8065
Retirados	0.7593	0.7860	0.8279	0.8152
Rentistas	0.6219	0.5710	0.7601	0.6821
Otros inactivos	0.7368	0.7049	0.7965	0.7764

NMH	1973-74		1980-81	
	ACT	RET	ACT	RET
1	0.6308	0.6736	0.7226	0.7999
2	0.7594	0.7675	0.8288	0.8146
3	0.8332	0.8257	0.8620	0.8293
4	0.8453	0.8208	0.8754	0.8661
5 y más	0.8176	0.8210	0.8584	0.8636

TMUN	1973-74				1980-81			
	$\theta = 0.4$		$\theta = 1.0$		$\theta = 0.4$		$\theta = 1.0$	
	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET
< 2,000 hab.	0.8333	0.7468	0.8225	0.8327	0.8615	0.8030	0.8300	0.8141
De 2,000	0.8445	0.7831	0.8228	0.8125	0.8721	0.8222	0.8374	0.8081
De 10,000	0.8553	0.8334	0.8331	0.8408	0.8827	0.8489	0.8567	0.8338
> 50,000 hab.	0.8340	0.7885	0.8112	0.8046	0.8729	0.8455	0.8439	0.8332

EDC								
Analfabetos	0.8225	0.8187	0.8154	0.8512	0.8570	0.8555	0.8161	0.8550
Sin estudios	0.8624	0.8039	0.8516	0.8297	0.8801	0.8399	0.8536	0.8381
Primaria	0.8724	0.8026	0.8514	0.8255	0.9023	0.8561	0.8768	0.8499
Resto	0.8500	0.8078	0.8214	0.7983	0.8885	0.8603	0.8659	0.8300

CUADRO 4. Cambios en la media, la igualdad y el bienestar en términos reales

SOCIO	$\theta = 0.4$			$\theta = 1.0$		
	$\Delta \mu$	ΔE	ΔW	$\Delta \mu$	ΔE	ΔW
ACTIVOS	1.0247	1.0492	1.0752	1.0327	1.0415	1.0756
Agrarios sin asalariados	1.0481	1.0458	1.0961	1.0621	1.0254	1.0890
Jornaleros	1.0405	1.0103	1.0513	1.0362	0.9976	1.0337
Obreros	1.0104	1.0184	1.0290	1.0184	1.0057	1.0241
Autónomos	0.9952	1.0152	1.0103	0.9767	1.0167	0.9931
Clase media	0.9763	1.0292	1.0048	0.9847	1.0272	1.0115
Clase alta	1.0709	1.1638	1.2463	1.0917	1.1757	1.2835
Sin clasificar	0.9283	1.2219	1.1344	0.8979	1.2757	1.1455
INACTIVOS	0.9737	1.1034	1.0744	0.9817	1.0664	1.0469
Retirados	0.9760	1.0904	1.0642	0.9888	1.0372	1.0256
Rentistas	1.0068	1.2222	1.2306	1.0948	1.1946	1.3078
Otros inactivos	1.1024	1.0811	1.1918	1.1011	1.1013	1.2127
CONJUNTO NACIONAL	1.0051	1.0494	1.0548	1.0210	1.0426	1.0645

NMH	$\Delta \mu$		ΔE		ΔW	
	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET
1	1.215	1.214	1.146	1.187	1.392	1.442
2	1.132	1.134	1.091	1.061	1.236	1.203
3	1.057	0.954	1.035	1.004	1.093	0.958
4	1.036	0.879	1.036	1.055	1.072	0.928
5 y más	0.999	0.818	1.050	1.051	1.049	0.860

TMUN	$\theta = 0.4$						$\theta = 1.0$					
	$\Delta \mu$		ΔE		ΔW		$\Delta \mu$		ΔE		ΔW	
	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET	ACT	RET
Menos de 2,000 hab.	1.136	1.146	1.034	1.075	1.175	1.232	1.169	1.216	1.009	0.978	1.180	1.189
De 2,000 a 10,000 hab.	1.043	1.155	1.033	1.050	1.077	1.213	1.049	1.095	1.018	0.995	1.067	1.089
De 10,000 a 50,000 hab.	1.019	1.060	1.032	1.018	1.051	1.079	1.017	1.023	1.028	0.992	1.046	1.015
Más de 50,000 hab.	0.980	0.869	1.047	1.072	1.025	0.932	0.987	0.912	1.040	1.036	1.026	0.945

EDC

Analfabetos	1.056	1.213	1.042	1.045	1.100	1.267	1.058	1.107	1.001	1.004	1.059	1.112
Sin estudios	1.037	1.084	1.021	1.045	1.058	1.133	1.017	1.068	1.002	1.010	1.019	1.078
Primaria	1.034	0.959	1.034	1.067	1.069	1.023	1.039	0.995	1.030	1.030	1.070	1.025
Resto	0.872	0.864	1.045	1.065	0.911	0.920	0.894	0.937	1.054	1.040	0.942	0.975